

計畫編號: NSC 89-2118-M-032-019

執行期限: 89 年 8 月 1 日至 90 年 7 月 31 日

主持人: 鄭惟厚 淡江大學數學系

計畫名稱: 隨機性的無母數檢定

中文摘要: 利用鄭惟厚和陳奕良所導出的尖峰及連升的確實聯合分布, 考慮檢定隨機性的新統計量, 並檢視其檢力.

關鍵詞: 隨機性, 無母數, 檢定

Abstract: We consider the problem of nonparametric test for randomness. By using the results of Chen & Cheng, we intend to come up with new test(s).

Keywords: randomness, nonparametric, test

計畫緣由與目的:

隨機性檢定是常用且重要的問題, 是否能提出新且好的無母數檢定是值得探討的題目. 原已有論文討論過用尖峰(peak)或連升(rise)來檢定, 因為陳奕良和鄭惟厚導出尖峰和連升的確實聯合分布, 因此想考慮用尖峰, 連升, 凹點及連降的函數來找出新的檢定統計量.

結果與討論

考慮 $I_n = \{1, 2, \dots, n\}$, 而 S 為所有 $\{1, 2, \dots, n\}$ 可能的排列(permutation)所成的集合. 這些排列具有均勻分布(uniform distribution), 及每個排列之概率為 $\frac{1}{n!}$. 若 I_n

的一個隨機排列記為 $\Pi_n = (f_1, f_2, \dots, f_n)$, 則 f_i 稱為此隨機排列 Π_n 的元素(element), 而我們依此元素 f_i 與其左右兩個元素 f_{i-1} 與 f_{i+1} 之大小關係, 定義以下四種情況:

- (i) 若元素 f_i 滿足 $f_{i-1} < f_i > f_{i+1}$, 則稱為尖峰(peak),
- (ii) 若元素 f_i 滿足 $f_{i-1} < f_i < f_{i+1}$, 則稱為連升(double rise),
- (iii) 若元素 f_i 滿足 $f_{i-1} > f_i < f_{i+1}$, 則稱為凹點(trough),
- (iv) 若元素 f_i 滿足 $f_{i-1} > f_i > f_{i+1}$, 則稱為連降(double fall).

在討論環狀排列(circular permutation)的時候, 首尾元素相連, 一般技巧上皆會將

f_{n+1} 視為 f_1 (即 $f_{n+1} = f_1$), 而 f_0 視為 f_n (即 $f_0 = f_n$), 如此一來, 在一個排列裏的

每一個元素都可以被歸類成上面所述的(i)~(iv)四種狀況其中的一種. 我們定義在一個排列 Π_n 裏, 其尖峰, 連升, 凹點, 及連降等這四種情況所發生的個數, 分別用以下符號表示:

$$A_n = \sum_{i=1}^n I\{f_{i-1} < f_i > f_{i+1}\},$$

$$B_n = \sum_{i=1}^n I\{f_{i-1} < f_i < f_{i+1}\},$$

$$C_n = \sum_{i=1}^n I\{f_{i-1} > f_i < f_{i+1}\},$$

$$D_n = \sum_{i=1}^n I\{f_{i-1} > f_i > f_{i+1}\}.$$

式中的 $I\{\cdot\}$ 為指標函數 (indicator function).

在環狀情況下,由於尖峰與凹點是交替出現,而且也因為元素 f_1 與 f_n 首尾相連,

所以, $A_n = C_n$, 又因為, $A_n + B_n + C_n + D_n = n$, $n \geq 2$.

所以我們討論 A_n, B_n, C_n, D_n 之聯合分布(joint distribution),只需考慮尖峰 A_n 與連升 B_n 兩個變數即可.

Entringer[1969]研究尖峰 A_n 上的一些重要結果.

他用偏微分方程(partial differential equation)的方法來解出尖峰 A_n 的衍生函數,然後再將它展開,比較係數,最後得到尖峰 A_n 的確實分布.

陳奕良與鄭惟厚憑藉著 Entringer 的結果,推導出 (A_n, B_n) 的確實聯合分布.

有關於尖峰 A_n 的論文已有不少,其中包括用尖峰來作隨機性(randomness)的檢定.

由於 (A_n, B_n) 的確實聯合分布已被導出,因此我們考慮用其他 A_n, B_n 之函數來作隨機性檢定.

在考慮過一些統計量並用電腦做 Monte Carlo 模擬比較之後,較為可行的似乎是 $R_n = \text{rise 的個數} - \text{fall 的個數} = B_n - D_n$. 要找出 R_n 在原始假設 H_0 (即 X_1, X_2, \dots, X_n 為隨機排列) 下之分布,必須用到陳奕良與鄭惟厚之結果,現敘述如下:

令 $\Psi(n, a, b) = n! P_r[A_n = a, B_n = b]$, $\Psi(n, a, \cdot) = n! P_r[A_n = a]$, 則有對於 $n \geq 2$,

$$\Psi(n, a, b) = \binom{n-2a}{b} \left(\frac{1}{2}\right)^{n-2a} \Psi(n, a, \cdot),$$

式中的 $a=1, 2, \dots, \lfloor \frac{n}{2} \rfloor$, $b=0, 1, \dots, n-2a$

而此處的 $\Psi(n, a, \cdot)$ 是根據 Entringer 的結果, 即當 $n \geq 2, a \geq 0$ 時.

$$\Psi(n, a, \cdot) = (-1)^{n+a} \cdot n \cdot 2^{n-1} \cdot \sum_{r=a-1}^{\lfloor \frac{n}{2} \rfloor} \sum_{t=n-2r-1}^{n-1} \frac{(-1)^t \cdot t!}{2^t} \binom{r}{a-1} \binom{t-1}{n-2r-2} s(n-1, t),$$

此式中的 $s(n-1, t) = \frac{(-1)^t}{t!} \sum_{s=1}^t (-1)^s \binom{t}{s} s^{n-1}$ 為第二類史特林數(Stirling number of the second kind).

根據上面結果,可得 R_n 在 H_0 之下之確實分布,例如,當 $n=10$ 時,我們得到如下表所列的結果,

R_n 的值	機率
-8	0.000003
-6	0.0014
-4	0.0402
-2	0.2430
0	0.4304
2	0.2431
4	0.0403
6	0.0014
8	0.000003

表列之值有四捨五入之誤差,否則應為對 0 對稱之分布. 因為 (A_n, B_n) 的確實聯合分布的式子非常複雜, 所以樣本數較大時, 要計算任何 A_n, B_n 之函數的分布時, 其過程是相當繁瑣的.

模擬檢定隨機對應上升趨勢(trend) 的情況, 分二種情形:

(i) $H_0 : X_1, X_2, \dots, X_{20}$ i.i.d $N(0,2)$ v.s $H_1 : X_i \sim N(\frac{i}{5}, 2), i=1, 2, \dots, 20$

(ii) $H_0 : X_1, X_2, \dots, X_{40}$ i.i.d $N(0,1)$ v.s $H_1 : X_i \sim N(\frac{i}{5}, 1), i=1, 2, \dots, 40$

各做 2000 組,分別得到以下的結果(列在下一頁).

以 (ii) 為例, $n=40$ 時, 以 $R_n \geq 8$ 為棄卻域時, r 約為 .03, 而在 trend alternative 之下, power 只有 .1547, 不理想. 若以 $R_n \geq 6$ 為棄卻域, r 約為 .0755, 而檢力為 .3182.

成果自評

試過好些個統計量都沒有看到我想見到的結果,模擬過程頗為費時, 因此還有一些模擬還來不及做, 只好繼續努力吧.

參考文獻 (只列最直接且重要者)

Entringer, R.C.(1969). Enumeration of permutations of $(1, \dots, n)$ by number of maxima. Duke Math. J. 36,575-579.

陳奕良. (1999). 關於數列波動的一些機率結果. 博士論文

H_1 之下的模擬結果

Case (i)

R_n 的值	出現的次數	機率
-12	0	0.0000
-10	0	0.0000
-8	1	0.0005
-6	26	0.0130
-4	147	0.0735
-2	362	0.1810
0	601	0.3005
2	540	0.2700
4	233	0.1165
6	82	0.0410
8	7	0.0035
10	1	0.0005
12	0	0.0000

Case (ii)

R_n 的值	出現的次數	機率
-18	0	0.0000
-16	0	0.0000
-14	0	0.0000
-12	0	0.0000
-10	1	0.0005
-8	2	0.0010
-6	17	0.0085
-4	53	0.0265
-2	140	0.0700
0	330	0.1650
2	436	0.2180
4	381	0.1905
6	327	0.1635
8	187	0.0935
10	83	0.0415
12	34	0.0170
14	5	0.0025
16	2	0.0001
18	2	0.0001